

## کاربرد قانون توانی در تحلیل فراوانی سیلاب در رودخانه سرباز

محمد حسین نوری قیداری<sup>۱\*</sup>، علی داتکو<sup>۲</sup> و مهدی شهرکی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۵/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۹/۲۴

<sup>۱</sup>- استادیار گروه مهندسی عمران، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد زنجان، زنجان

<sup>۲</sup>- کارشناس منابع آب، شرکت سهامی آب منطقه‌ای سیستان و بلوچستان

<sup>۳</sup>- کارشناس تحقیقات، شرکت سهامی آب منطقه‌ای سیستان و بلوچستان

\* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: noorigheidari@gmail.com

### چکیده

امروزه ثابت شده فراوانی وقوع بسیاری از پدیده‌های طبیعی (از جمله سیلاب، زلزله، آتش‌سوزی جنگل‌ها و زمین‌لغزش) از قانون توانی تبعیت می‌کنند. قانون توانی برگرفته از ماهیت فرکتالی پدیده‌های علوم زمین از جمله بارش و رواناب می‌باشد. در این مقاله این تابع در کنار دیگر توزیع‌های احتمالاتی متداول برای تحلیل فراوانی سیلاب در رودخانه سرباز واقع در استان سیستان و بلوچستان جنوبی استفاده شده و نتایج آنها مقایسه گردیده است. از آنجا که در منطقه مورد مطالعه در برخی از موقع سال رودخانه خشک و یا کم آب بوده و در برخی از سال‌های پرآبی سیلاب‌های متعددی رخ می‌دهد، استفاده از سری حداقل سالانه سیلاب ممکن است نتایج درستی ارائه ندهد. به همین علت در این مطالعه برای تحلیل فراوانی سیلاب از سری جزئی سیلاب استفاده شد و نتایج نشان داد سری‌های جزئی سیلاب‌ها برخلاف سری‌های حداقل سیلاب‌ها به خوبی از رابطه توانی تبعیت می‌کنند. از بین توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده برای تحلیل فراوانی قانون توانی بهترین عملکرد را داشته است به طوری که مقدار شاخص میانگین مربع خطای نسبی در قانون توانی نسبت به دیگر توزیع‌های احتمالاتی متداول در ایستگاه‌های پیردان و پیشین به ترتیب حداقل ۳۵ و ۴۰ درصد کاهش را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: تحلیل فراوانی سیلاب، قانون توانی، رودخانه سرباز، سری جزئی

## Application of Power Law in Flood Frequency Analysis of Sarbaz River

MH Nouri Gheidari<sup>1</sup>, A Danko <sup>\*2</sup>, M Shahraki<sup>3</sup>

Received: 19 August 2013, Accepted: 15 December 2013

<sup>1</sup>- Assist. Prof., of Civil Engineering, Zanjan Branch, Islamic Azad University, Zanjan, Iran

<sup>2</sup>- Engineer, Sistan & Baluchestan Regional Water Authority, Iran

<sup>3</sup>- Engineer, Sistan & Baluchestan Regional Water Authority, Iran

\* Corresponding Author Email: noorigheidari@gmail.com

### Abstract

Nowadays it has been proved that the frequencies of many natural phenomena (such as floods, earthquakes, landslides, and forest fires) fit with the power law distribution. The power law distribution is extracted from the fractal concepts of earth science events such as rainfall and runoff. In the present study, this distribution and also other conventional probability distributions were used to analyze flood frequency in the Sarbaz River of Sistan and Baluchestan Province. Since in the studied area at some cases the river flow amount was almost low or even zero and also in the wet years several floods occurred so use of the maximum annual floods series could not provide accurate results. Therefore, in this study partial duration series were used for flood frequency analysis. Results showed that the partial duration series on the contrary to the annual maximum series fitted with the power law distribution properly. Among all the probability distributions which were used for flood frequency analysis the power law distribution had the best performance so that the Relative Root Mean Square Error indices for power law distribution compared to conventional probability distributions in Pirdan and Pishin sites reduced at least 35 and 40 percent, respectively.

**Keywords:** Flood frequency analysis, Partial duration series, Power law, Sarbaz River

مقدمه  
در کشور ما نیز سیل، هر سال علاوه بر تلفات ۲۰۰۳ جانی، باعث نابود شدن سطح وسیعی از جنگل‌ها، مراتع و اراضی کشاورزی می‌شود که تقریباً غیرقابل جبران است. بر اساس آمار موجود، تعداد سیل‌های جاری شده در ایران در دوره ۲۵ ساله ۱۳۷۵ تا ۹۶۷ مورد (هر سال بطور متوسط ۳۹ مورد) و تعداد تلفات انسانی حداقل ۱۸۸۲ نفر (یعنی بطور متوسط ۷۵ نفر در هر سال) بوده است. کل خسارات ملموس سیل‌های

سیلاب‌ها در هر سال در سرتاسر دنیا جان بسیاری را گرفته و خسارات اقتصادی زیادی به بار می‌آورند. تحقیقات صورت گرفته بر روی حوادث طبیعی (بین سالهای ۱۹۹۲ - ۱۹۶۲) نشان می‌دهد سیلاب‌ها بالاترین تلفات جانی (حدود ۲۶ درصد) را به همراه داشته و به لحاظ وسعت تاثیر بعد از خشکسالی دومین بلای طبیعی محسوب می‌شود (کاندرلیک و برون

(۲۰۰۵) و زمین لغزش (گوزتی و همکاران ۲۰۰۲) اشاره کرد. مalamod و تورکات (۲۰۰۶) دریافتند که بین بزرگی سیلاب و دوره بازگشت آن رابطه توانی برقرار است. آنها همچنین دریافتند از بین توزیع‌های احتمالاتی متداول، توزیع‌های پارتوی تعمیم‌یافته و مقادیر حدی تعمیم یافته نتایج نسبتاً قابل قبول داشتند که این به رابطه توانی (که در سیلاب‌های بزرگ در دنباله انتهای آنها وجود دارد) برمی‌گردد. تورکات و گرین (۱۹۹۳) توزیع توانی و شش توزیع فراوانی متداول برای ایستگاه‌های USGS بکار گرفتند و نشان دادند که توزیع توانی و لوگ گامبل برآنش خوبی به داده‌های سیلاب بخصوص مقادیر حدی بزرگ دارد. کیدسون و همکاران (۲۰۰۶) کاربرد توزیع توانی برای سیلاب‌های تایلند را بررسی کردند و برتری توزیع توانی در مقایسه با توزیع‌های متداول را تایید کردند. تچیگیرینسکایا و همکاران (۲۰۰۳) برای ۱۶۰۰ ایستگاه هیدرومتری در آمریکا و کانادا از مدل مالتی فرکتال<sup>۱</sup> استفاده کرده و توزیع توانی را به عنوان توزیع احتمالاتی برتر معرفی کرد. باورز و همکاران (۲۰۱۲) برای تحلیل فراوانی سیلاب فصلی از توزیع‌های احتمالاتی متعدد استفاده کردند که از بین آنها توزیع توانی و توزیع لوگنرمال بهترین عملکرد را داشته‌اند.

توزیع توانی برگرفته از تئوری فرکتال می‌باشد. فرکتال بیان معماری طبیعت است. زیرا با هندسه اقلیدوسی (که دارای ابعاد صحیح می‌باشد) نمی‌توان اشکال طبیعت را توصیف کرد و نیاز به هندسه بیگری به نام هندسه فرکتالی می‌باشد که در آن ابعاد اشکال می‌تواند کسری نیز باشد. اشکال فرکتالی در دیدگاه میکروسکوپی بسیار پیچیده بوده و دارای خاصیت خود متشابهی می‌باشند. یعنی هر جزء آن شبیه کل است، مثل درخت کاج که هر شاخه آن شبیه یک درخت کامل است. در هیدرولوژی از این مفهوم برای مدل‌سازی بارش و رواناب استفاده می‌شود (گوپتا و وايمير ۱۹۹۳). فرکتال دو نوع مونوفرکتال<sup>۲</sup> و مالتی‌فرکتال دارد

جاری شده در این دوره ۲۵ ساله بالغ بر ۹۱۶۲ میلیارد ریال (هر سال بطور متوسط ۳۶۶/۵ میلیارد ریال) می‌باشد که ۵۴ درصد آن متعلق به استان‌های فارس، خوزستان و سیستان و بلوچستان می‌باشد. در این دوره آماری تلفات جانی در استان سیستان و بلوچستان به ۳۷۲ نفر رسیده که در بین بقیه استان‌ها در مقام دوم قرار دارد (حجام و رفیعی ۱۲۸۴).

از آنجا که طراحی ابعاد سازه‌های هیدرولیکی از جمله سریزهای اضطراری سدها، حجم مخازن، حريم رودخانه‌ها، پل‌ها، زیرگذر جاده‌ها، کنترل و مهار سیلاب و شبکه زهکشی شهری توسط سیلاب طرح می‌باشد، برآورد زیاد سیلاب طرح باعث بالا رفتن چشمگر هزینه‌های احداث طرح و غیر اقتصادی شدن طرح می‌گردد. از طرف دیگر برآورد کم سیلاب طرح باعث می‌گردد سازه از ظرفیت کمتری برای عبور سیلاب‌های بزرگتر مواجه شود که در نهایت ممکن است منجر به شکست یا تخریب سازه شود که خسارات جانی و مالی آن بسیار فراتر از سیلاب‌های معمولی خواهد بود. تحلیل فراوانی یکی از روش متداول برای برآورد سیلاب طرح می‌باشد که در صورت وجود آمار کافی بطور وسیع مورد استفاده قرار می‌گیرد و با افزایش تعداد ایستگاه‌ها و افزایش طول دوره آماری بر کاربرد آنها افزوده می‌گردد. اما این روش با وجود فراوانی توزیع‌های احتمالاتی و روش‌های متعدد برآورد پارامترها و افزایش پیچیدگی آنها، مورد انتقاد شدید هیدرولوژیست‌ها بوده است (کیدسون و همکاران ۲۰۰۶). در این روش توجهی به مفاهیم گستردگی بارش-رواناب نشده و نقش هیدرولوژیست‌ها تنها به انتخاب نوع توزیع احتمالاتی و روش برآورد پارامترهای آن کاهش می‌یابد (پاندی و همکاران ۱۹۹۸). بنابراین، با وجود قدمت زیاد روش متداول تحلیل فراوانی سیلاب، این روش نیاز به بررسی بیشتری دارد.

امروزه ثابت شده در بسیاری از پدیده‌های پیچیده، بین بزرگی پدیده و فراوانی آن رابطه توانی برخوردار است. از جمله این پدیده‌ها می‌توان به زلزله (اکی ۱۹۸۱)، آتش‌سوزی جنگل‌ها (لامامود و همکاران

<sup>1</sup> Multi-fractal

<sup>2</sup> Mono-fractal

همین علت در این مطالعه برای تحلیل فراوانی سیلاب از سری جزئی سیلاب استفاده می‌شود. در این مطالعه برای انتخاب سری جزئی سیلاب از قانون توانی کمک گرفته شده است. بنابراین هدف کلی این مطالعه استفاده از قانون توانی در (الف) انتخاب سری جزئی سیلاب و (ب) تحلیل فراوانی سیلاب می‌باشد.

### مواد و روش‌ها

#### تحلیل فراوانی سیلاب با قانون توانی

بر اساس تئوری فرکتال و یا اشکال خود متشابه برای دنباله انتهایی یا داده‌های حدی بالا رابطه توانی برقرار است (تورکات و گرین ۱۹۹۳). این رابطه برای پدیده سیلاب بصورت زیر تعریف می‌شود.

$$Q_T = cT^\alpha \quad [1]$$

که در آن  $Q_T$  دبی سیلاب با دوره بازگشت  $T$  بوده و  $c$  و  $\alpha$  ضرایب ثابت بوده که با استفاده از برآزش یک منحنی توانی به نقاط  $(Q_T, T)$  در نرم افزار اکسل، برآورده گردید.

بر اساس رابطه ۱ نسبت دو سیلاب با فاصله دوره بازگشت ۱۰ سال یک عدد ثابت خواهد بود که این مورد در رابطه زیر نشان داده شده است.

$$F = \frac{Q_{10}}{Q_1} = \frac{Q_{100}}{Q_{10}} \quad [2]$$

مقدار ثابت فوق تابع اقلیم بوده و مقدار آن در مناطق خشک مقدار بیشتر است (مالامود و تورکات ۲۰۰۶).

تابع توزیع احتمال تجربی<sup>۱</sup> یک سری زمانی، رفتار فرکتالی آستانه‌های مختلف سری زمانی را در یک مقیاس توصیف می‌کند. اگر در آستانه‌های بالا،  $x$  دنباله توزیع احتمالاتی سری زمانی از رابطه توانی زیر پیروی کند نشان دهنده وجود رفتار فرکتالی در داده‌ها می‌باشد.

$$\Pr(X > x) \propto x^{-q_D} \quad [3]$$

که در حالت مونوفرکتال داده‌ها از خاصیت عدم تغییرپذیری مقیاس پیروی می‌کنند و می‌توان پدیده مورد بررسی را تنها با یک رابطه توانی تفسیر کرد. اما در حالت مالتی فرکتال برای توصیف داده‌ها به بیش از یک بعد نیاز است که به آن خاصیت چند مقیاسی گویند (شرتر و لووجوی ۱۹۸۷). در سه دهه گذشته کاربرد تئوری فرکتال بسیار گسترش یافته است. نوری (۱۳۹۱) از تئوری فرکتال برای برآورد رگبار طرح در محل سد گتوند استفاده کرد. نوری و همکاران (۲۰۱۱) از تئوری فرکتال برای محاسبه حداکثر بارش محتمل در حوضه آبریز سد بختیاری استفاده کرد. عدل و مهروند (۱۳۸۳) بعد فرکتالی شبکه زهکشی حوضه‌های آبخیز و رابطه آن را با برخی از پارامترهای ژئومورفولوژیک و هیدرولوژیک مانند میزان انشعاب و شاخه‌بندی شبکه رودخانه‌ها، زمان تمرکز، حجم و مقدار اوج دبی جریان مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد با افزایش بعد فرکتالی تراکم زهکشی حوضه‌ها افزایش یافته و زمان کمتری برای رسیدن به جریان دائمی نیاز است. همچنین هر چقدر بعد فرکتالی بیشتر می‌شود اوج هیدرولوگراف خروجی نیز به همان نسبت بیشتر می‌گردد.

امروزه رفتار فرکتالی تمامی پدیده‌های علوم زمین از جمله بارش و رواناب پذیرفته شده و از این روش به علت دارا بودن پشتونه فیزیکی قوی جهت مدل سازی پدیده‌های طبیعی استفاده می‌شود. از آنجا که قانون توانی برگرفته از تئوری فرکتال می‌باشد، می‌تواند روش مناسبی جهت برآورد سیلاب طرح باشد. ولی این توزیع احتمالاتی در گشته و بخصوص در کشور ما کاربردی جهت تحلیل فراوانی سیلاب نداشته است. در این مطالعه سعی شده تا قابلیت و توانایی قانون توانی جهت تحلیل فراوانی سیلاب در مقایسه با دیگر توزیع‌های احتمالاتی مورد بررسی قرار گیرد. منطقه مورد مطالعه تحقیق حوزه رودخانه سرباز واقع در جنوب استان سیستان و بلوچستان می‌باشد و از آنجا که در این منطقه در بعضی از سال‌ها رودخانه خشک و یا کم آب بوده و در برخی از سال‌های پرآبی سیلاب‌های متعددی رخ می‌دهد، استفاده از سری حداکثر سالانه می‌تواند نتایج درستی ارائه ندهد. به

<sup>۱</sup> - Empirical probability distribution function

سال‌های آماری باشد. آنها برای استخراج سری جزئی سیلاب با حداقل فاصله زمانی ۳۰ روز؛ در سری زمانی روزانه رواناب ثبت شده (که در آن توالی زمانی رخ داد رواناب حفظ شده) بزرگترین سیلاب به عنوان اولین عدد در سری جزئی سیلاب انتخاب شد و سپس در سری زمانی رواناب ۳۰ داده قبل و ۳۰ داده بعد از سیلاب انتخاب شده حذف گردید و دوباره در سری زمانی رواناب باقیمانده دومین سیلاب بزرگ (به عنوان دومین عدد در سری جزئی سیلاب) انتخاب و ۳۰ داده قبل و ۳۰ داده بعد آن حذف شده و به همین ترتیب به تعداد سال‌های آماری سیلاب‌های بزرگ با حداقل فاصله زمانی ۳۰ روز انتخاب گردید. در این روش دوره بازگشت داده‌های سری جزئی مشابه داده‌های حداکثر سیلاب سالانه می‌باشد. در این تحقیق از این روش برای تعریف سری جزئی برای تحلیل فراوانی سیلاب استفاده خواهد شد. این روند استخراج سری‌های جزئی برای فاصله زمانی ۱۴، ۷ و ۶۰ روز نیز تکرار می‌شود. برای انتخاب بهترین سری جزئی، به آنها رابطه توانی ۱ را برآش داده و مقدار توان آنها ( $\alpha$ ) محاسبه می‌شود. بر اساس رابطه  $\alpha$  هر کدام از سری‌های جزئی که مقدار پارامتر  $\alpha$  در آن نزدیک به  $1/q_D$  باشد به عنوان سری جزئی مناسب‌تر انتخاب می‌گردد. سری جزئی انتخاب شده باید شرط استقلال داده‌ها را نیز داشته باشد که برای این منظور از آزمون W-W (والد-olfowitz) استفاده شده است (راو و حامد ۲۰۰۰).

#### تحلیل فراوانی سیلاب به روش متداول

در روش متداول برآورد سیلاب طرح ابتدا داده‌های حداکثر سیلاب سالانه یا سری جزئی استخراج شده و به آنها توزیع‌های احتمالاتی لوگنرمال دو و سه پارامتری (LNOR)، توزیع گامبل (EVI)، توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته (GEV)، توزیع پارتوی تعمیم یافته (GPA)، توزیع لجستیک تعمیم یافته (GLOG)، توزیع لجستیک (LOG)، توزیع پیرسون (PER) و توزیع لوگ پیرسون (LPER) برآش داده شده و سپس چندک‌های سیلاب به ازای دوره بازگشت مورد نظر برآورد گردید.

آنگاه اگر  $q_D$  (توان احتمال) کمتر از دو باشد حالت مونوفرکتالی بازگوی رفتار فرکتالی مجموعه بوده و در غیر این صورت (که  $q_D$  بیشتر دو است) فرکتال سری زمانی از نوع مالتی‌فرکتالی خواهد بود (شانگ و کاما ۲۰۰۵). با مقایسه رابطه ۱ و رابطه توانی ۳ می‌توان نتیجه گرفت که:

$$\alpha = \frac{1}{q_D} \quad [4]$$

فرمول‌بندی سیلاب‌ها در غالب سری زمانی پیچیده می‌باشد به همین علت، معمولاً از سری‌های حداکثر سالیانه استفاده می‌شود. در سری‌های حداکثر سالیانه در هر سال فقط جریان اوج مربوط به آن سال در نظر گرفته می‌شود. استفاده از سری‌های حداکثر ممکن است باعث کاهش اطلاعات شود برای مثال، ممکن است دومین و یا سومین دبی اوج در یک سال، بزرگ‌تر از حداکثر جریان در سال‌های دیگر باشد که از آنها صرف نظر شده است. از طرف دیگر، جریان‌های حداکثر سالیانه در سال‌های خشک ممکن است خیلی کوچک باشند و بکار بردن این داده‌ها، بطور معنی‌داری نتایج تحلیل مقادیر حدی و یا اوج‌های بالاتر وقتی که از سری‌های مقادیر جزئی و یا اوج‌های بالاتر از یک حد آستانه استفاده شود، برطرف می‌شود. چون در این حالت تمامی اوج‌ها بالاتر از یک آستانه در نظر گرفته می‌شود. یکی از مشکلات اصلی کاربرد سری‌های جزئی، تعیین حد آستانه می‌باشد. چون حد آستانه معیار مشخصی نداشته و طوری تعریف می‌شود که استقلال داده‌ها حفظ شود. از طرف دیگر بالا و پایین کردن حد آستانه، ممکن است باعث تغییر مکانیسم سیلاب‌ها گردد که به احتمال زیاد ناشی از عوامل مختلف می‌باشند. که در این صورت تحلیل آنها با روش‌های آنالیز فراوانی معمول که پارامتری هستند، غیر ممکن است (آداموسکی ۲۰۰۰).

مالامود و تورکات (۲۰۰۶) سری جزئی سیلاب را طوری تعیین کردند که اولاً فاصله زمانی رخ داد سیلاب‌ها بیش از یک مقدار مشخص (مثلاً ۳۰ روز) باشد و همچنین تعداد سیلاب‌های انتخابی برابر تعداد

نسبت گشتاورهای خطی نمونه که قابل مقایسه با نسبت گشتاورهای متداول هستند، توسط هاسکینگ (۱۹۹۰) بصورت زیر ارائه شد:

$$t = \frac{l_2}{l_1} \quad [10]$$

$$t_r = \frac{l_r}{l_2} \quad r \geq 3 \quad [11]$$

که در آن  $l_1$  معیار موقعیت،  $t$  ضریب پراکندگی خطی،  $t_3$  ضریب چولگی خطی و  $t_4$  ضریب کشیدگی خطی می‌باشد.

#### آزمون نکویی برآذش

میانگین مربع‌های خطای نسبی<sup>۱</sup> یکی از روش‌های مناسب برای ارزیابی عملکرد نسیی توزیع‌های احتمالاتی می‌باشد که بصورت زیر تعریف می‌شود (استروپک زوسکی و همکاران ۲۰۱۳، نوری ۲۰۱۳). هر چقدر مقدار این آماره پایین باشد، نشان دهنده برآذش بهتر توزیع مورد استفاده می‌باشد.

$$RRMSE = \frac{1}{N} \sum \left( \frac{X_i - Z_i}{X_i} \right)^2 \quad [12]$$

در این رابطه  $N$  تعداد داده‌های مشاهده شده و  $X_i$  داده مشاهده شده آم و  $Z_i$  سیلاب برآورد شده می‌باشد. اگر طول نمونه آماری کم باشد در این صورت مقایسه نسبت گشتاور خطی  $\tau_4^{sample}$  نمونه آماری و نسبت گشتاور خطی توزیع احتمالاتی برآذش داده شده  $\tau_4^{Dist}$  می‌تواند روش مناسبی باشد. در این روش هر چقدر تفاوت نسبت گشتاور خطی  $\tau_4$  نمونه و توزیع احتمالاتی  $(\tau_4^{sample} - \tau_4^{Dist})$  کم باشد عملکرد آن توزیع احتمالاتی بهتر خواهد بود (پاندی و همکاران ۲۰۰۱).

در این مطالعه علاوه بر روش‌های فوق از آزمون‌های کای‌اسکور و اسپیرنوف نیز جهت ارزیابی عملکرد توزیع‌های احتمالاتی استفاده شد. منطقه مورد مطالعه

در این تحقیق هدف برآورد سیلاب طرح در رودخانه سرباز می‌باشد. در رودخانه سرباز دو

در روش متداول برآورد سیلاب طرح به روش تحلیل فراوانی، برآورد پارامترهای توزیع احتمالاتی از اهمیت خاصی برخوردار است. یکی از روش‌هایی که امروزه بیشترین کاربرد را دارد، روش گشتاورهای خطی می‌باشد. زمانی که طول نمونه آماری کم باشد و یا احتمال وجود داده‌های پرت در نمونه آماری باشد در این صورت روش گشتاورهای خطی از روش‌های پیشین من جمله روش گشتاورهای متداول و روش درستتمایی، عملگرد بهتری دارد (هاسکینگ و والیس ۱۹۹۳).

#### گشتاورهای خطی

هاسکینگ (۱۹۹۰) گشتاورهای خطی بصورت ترکیب خطی از آماره‌های مرتب شده بیان کرد. گشتاورهای خطی بصورت تابع خطی از گشتاورهای وزنی احتمالاتی (PWMS) می‌باشد. برای یک نمونه مرتب شده  $x_{1:n} \leq x_{2:N} \leq \dots \leq x_{N:N}$ ، گشتاورهای وزنی احتمالاتی نمونه توسط هاسکینگ (۱۹۸۶) به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$b_r = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \binom{i-1}{r} x_{i:N} \quad r = 0, 1, 2, \dots, (N-1) \quad [5]$$

که در آن  $b_r$  برآورد ناریبی از گشتاور وزنی با مرتبه  $r$ ؛  $N$  تعداد داده‌ها و  $x_{i:N}$  داده شماره آم در سری نزولی مرتب شده می‌باشد. هاسکینگ (۱۹۹۰) گشتاورهای خطی را معرفی کرد که توابعی از گشتاورهای وزنی احتمالاتی می‌باشند. چهار گشتاور خطی اول نمونه ( $l_r$ ) بر حسب ترکیب خطی از گشتاورهای وزنی احتمالاتی ( $b_r$ ) بصورت زیر تعریف می‌شوند:

$$l_1 = b_0 \quad [6]$$

$$l_2 = 2b_1 - b_0 \quad [7]$$

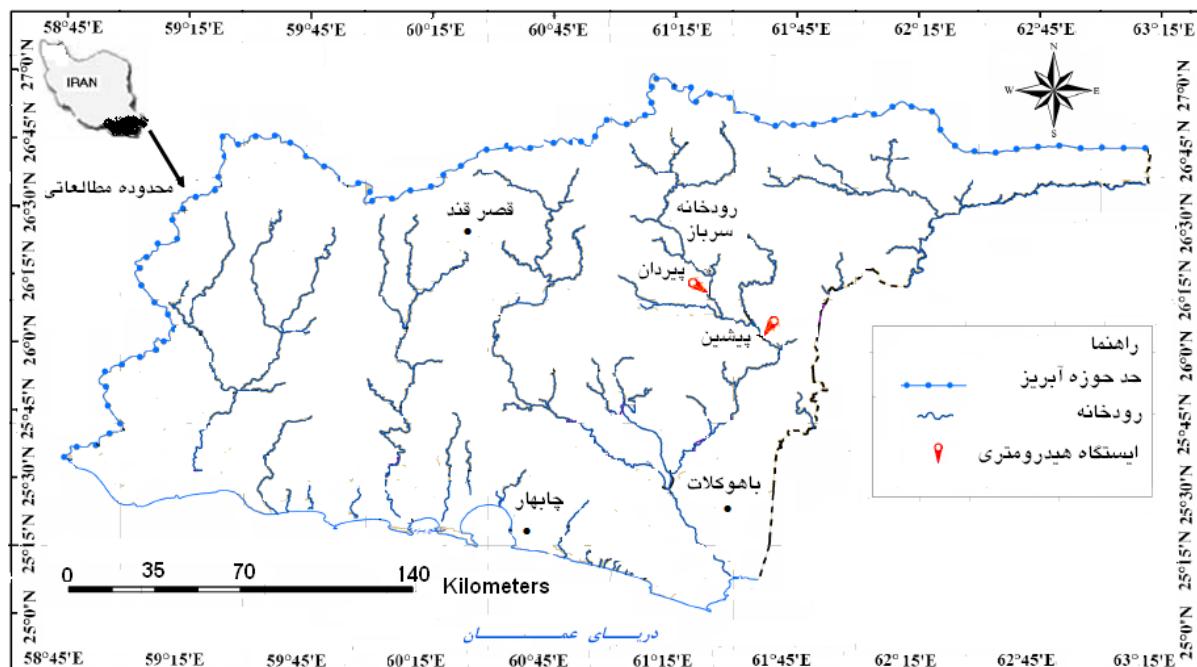
$$l_3 = 6b_2 - 6b_1 + b_0 \quad [8]$$

$$l_4 = 20b_3 - 30b_2 + 12b_1 - b_0 \quad [9]$$

<sup>۱</sup> Relative Root Mean Square Error

و سرشاخه‌های آن، توسط چند طغیان که ظرف چند ساعت پس از رگبار به اوج می‌رسد، تأمین می‌گردد. عدم ریزش برف و فقدان آبرفت‌های ضخیم سبب شده است که رودهای منطقه تمامًا غیر دائمی (فصلی و موقتی) تلقی شوند. با این وجود رودخانه سرباز ۱ مهمترین رودخانه منطقه محاسب می‌گردد. در جدول ۱ مشخصات آبدی و بارندگی رودخانه سرباز در ایستگاه‌های پیردان و پیشین ارائه شده است. در شکل ۲ هیدروگراف رواناب روزانه هر دو ایستگاه نشان شده است.

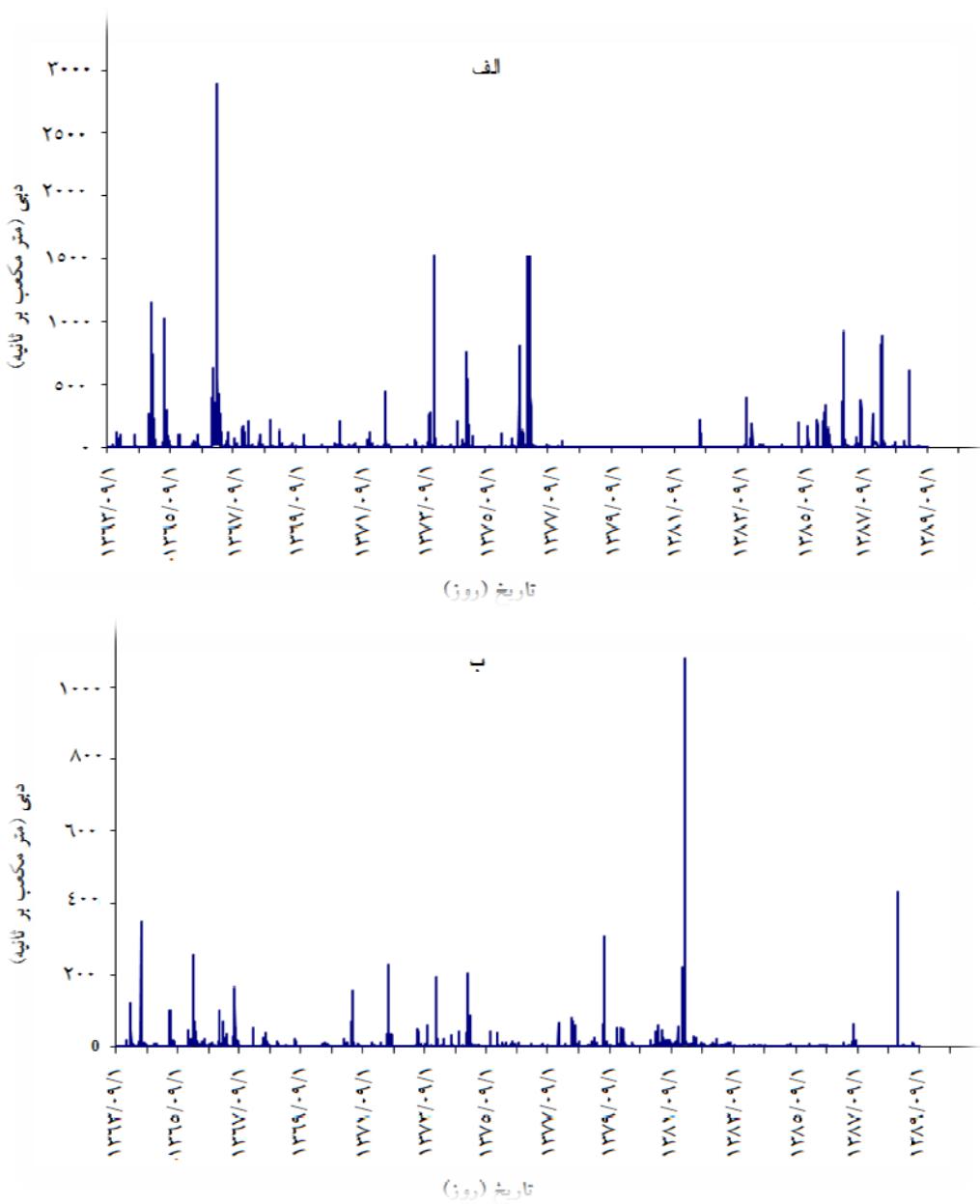
ایستگاه هیدرومتری فعال پیردان و پیشین وجود دارد. ایستگاه پیردان در بالا دست ایستگاه پیشین واقع شده است(شکل ۱). رودخانه سرباز پر آب‌ترین رودخانه بلوچستان است که از ارتفاعات مکران در جنوب استان سیستان و بلوچستان سرچشمه می‌گیرد و با شعبات بسیار بیشتر آبهای جاری منطقه کوهستانی جنوب بلوچستان را جذب کرده و در جهت شمال به جنوب جریان یافته و پس از مشروب ساختن نواحی سرباز، باهوکلات، پیشین و دشتیاری به خلیج گواتر در دریای عمان می‌ریزد. مساحت حوضه در ایستگاه پیردان ۲۴۲۰ و در ایستگاه پیشین بالا دست ۶۴۰۱ کیلومتر مربع می‌باشد. بطور کلی جریان سالانه رودخانه سرباز



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های پیردان و پیشین در رودخانه سرباز واقع در جنوب استان سیستان و بلوچستان.

جدول ۱- مشخصات آبدی رودخانه سرباز در ایستگاه‌های پیردان و پیشین (در دوره آماری ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹).

نام ایستگاه	تغییرات	ضریب	متوجه سالانه (با وجود داده‌های صفر)	متوجه آبدی سالانه (با وجود داده‌های صفر)	آبدی ویژه چولگی حوضه (lit/sec/km²)	ضریب متوسط بارش حوضه (mm)	ضریب رواناب (%)	نام
پیردان	۱۰/۲	۲/۱۴	۰/۸۸۴	۵۲/۳	۲۲۷/۶	۱۱/۷		
پیشین	۸/۶	۴/۷۰	۰/۷۳۵	۲۴/۸	۱۹۹/۲	۱۱/۶		



شکل ۲- هیدروگراف رواناب روزانه ایستگاه های (الف) پیشین و (ب) پیردان.

تابع احتمالاتی در قسمت انتهایی از یک تابع توانی تبعیت می کند یعنی در سیستم مختصات لگاریتمی قسمت انتهایی از خط راست پیروی می کند که نشان دهنده وجود رفتار فرکتالی در این دو ایستگاه می باشد. در این شکل ها تعداد بسیار کمی از دبی های حدی بالا از خط برآش داده شده تبعیت نمی کنند که این ناشی از کمبود طول داده ها می باشد (ژانگ و همکاران ۲۰۰۹).

## نتایج و بحث

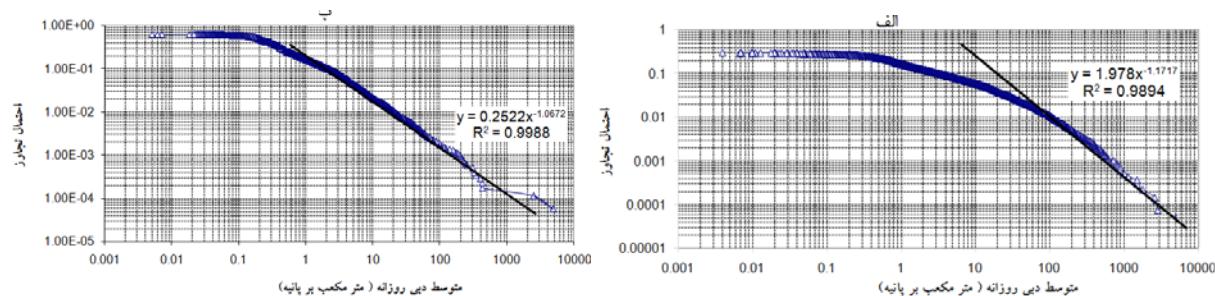
تابع احتمال تجربی تجاوز از یک حد آستانه می تواند برای مطالعه خصوصیات فرکتالی بسیار مهم باشد. اگر قسمت انتهایی تابع احتمال تجاوز در سیستم مختصاتی لگاریتمی خطی باشد، این نشان دهنده وجود رفتار فرکتالی در داده ها می باشد. در شکل ۳ تابع احتمالات تجربی برای ایستگاه های پیشین و پیردان نمایش داده شده است. همانطور که مشخص گردیده این

است از حداکثر سیلاب سال‌های کم‌آبی بیشتر باشد و این سیلاب‌های بزرگ در حداکثر سری سیلاب سالیانه قرار نمی‌گیرند. با توجه به شکل‌های ۴ و ۵ در سری جزئی در دوره بازگشت‌های پایین با کاهش حداقل فاصله زمانی بین سیلاب‌ها، بزرگی سیلاب افزایش می‌یابد چون در این حالت احتمال حذف سیلاب‌های بزرگ کاهش می‌یابد. با توجه به این شکل، سیلاب‌ها در سری‌های جزئی در مقیاس لگاریتمی تقریباً روی یک خط قرار دارند یعنی از یک رابطه توانی تبعیت می‌کنند ولی سیلاب‌های حداکثر سالیانه این ویژگی را ندارند و نمی‌توان یک رابطه توانی به آن برآذش داد. بطور نمونه، در شکل‌های ۴ و ۵ به ترتیب در ایستگاه‌های پیردان و پیشین به سری‌های جزئی با حداقل فاصله ۳۰ روز رابطه توانی برآذش داده شده است که این روابط در شکل‌ها مشخص است. در جدول ۲ روابط توانی برآذش داده شده به سری‌های حداکثر سالانه و سری‌های جزئی ارائه شده است. این ضریب تعیین در توابع توانی برآذش داده شده به سری‌های جزئی در ایستگاه‌های پیشین و پیردان به ترتیب بیش از ۹۵٪ و ۹۸٪ بوده و ضرایب تعیین توابع توانی در همه سری‌های جزئی نزدیک هم بوده و تفاوت آنها حتی به ۱ درصد هم نمی‌رسد. اما در هر دو ایستگاه ضریب تعیین برای توابع توانی برآذش داده شده به سری حداکثر سالانه کمتر از ۶۰٪ می‌باشد. با روابط ارائه شده در جدول ۲ می‌توان دبی سیلاب را به ازای هر دوره بازگشتی محاسبه کرد.

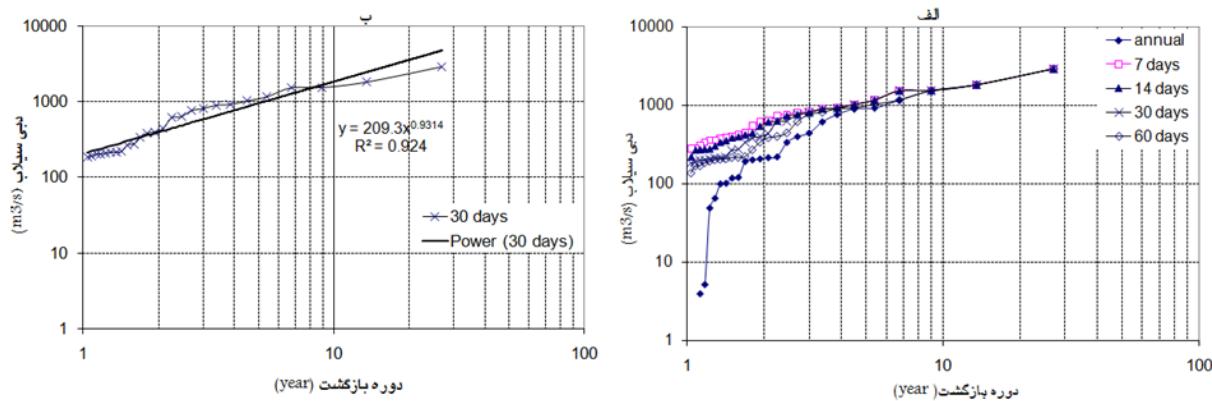
مطابق شکل ۳ شبی خط برآذش داده شده به قسمت انتهایی ( $q_D$ ) در مختصات لگاریتمی که همان توان رابطه توانی است، برای ایستگاه‌های پیشین و پیردان به ترتیب برابر  $1/17$  و  $1/7$  می‌باشد. هر چقدر مقدار  $q_D$  کمتر باشد این نشان دهنده تغییرات شدیدتر و بی‌نظم رواناب می‌باشد (لابات و همکاران ۲۰۰۲). معمولاً در حوضه‌های کوچکتر که تغییرات دبی زیادتر است، مقدار  $q_D$  کمتر می‌باشد که این در نتایج بدست آمده در این تحقیق صادق خواهد بود. در تحقیقات گذشته مقدار  $q_D$  برای رواناب  $2/4$  تا  $3/4$  برآورد شده است (تسیر و همکاران ۱۹۹۶ و پاندی و همکاران ۱۹۹۸). اما از آنجا که رواناب ایستگاه‌های مورد بررسی تغییرات بسیار زیاد دارند مقدار این پارامتر در ایستگاه‌های مورد مطالعه کمتر می‌باشد.

بر اساس تئوری فرکتال و یا اشکال خود متشابه<sup>۱</sup> برای دنباله انتهایی یا داده‌های حدی بالا رابطه توانی برقرار است و در پدیده سیلاب نیز بین دبی و دوره بازگشت آن رابطه توانی وجود دارد (تورکات و گرین ۱۹۹۳). در این مطالعه این رابطه توانی هم برای داده‌های حداکثر رواناب سالانه و هم برای داده‌های سری جزئی سیلاب برآذش داده شده است. برای استخراج سری جزئی سیلاب از روش مالامود و تورکات (۲۰۰۶) استفاده شده که در آن تعداد داده‌های سیلاب در سری جزئی برابر تعداد سال‌های آماری بوده و حداقل فاصله زمانی بین سیلاب‌ها ۳۰ روز انتخاب گردید. البته جهت اطمینان از درستی انتخاب فاصله زمانی ۳۰ روز، سری‌های جزی برای حداقل فاصله ۱۴، ۷ و ۶۰ روز بین سیلاب‌های متوالی استخراج گردید. در شکل ۲ و ۳ سری‌های جزئی و حداکثر سالیانه سیلاب به ترتیب در ایستگاه‌های پیشین و پیردان در مختصات لگاریتمی ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود در دوره بازگشت‌های پایین مقدار سیلاب در سری حداکثر سالیانه در مقایسه با سری جزئی کمتر می‌باشد چون در سری حداکثر سالیانه در سال پرآبی سیلاب‌های بزرگی رخ می‌دهد که ممکن

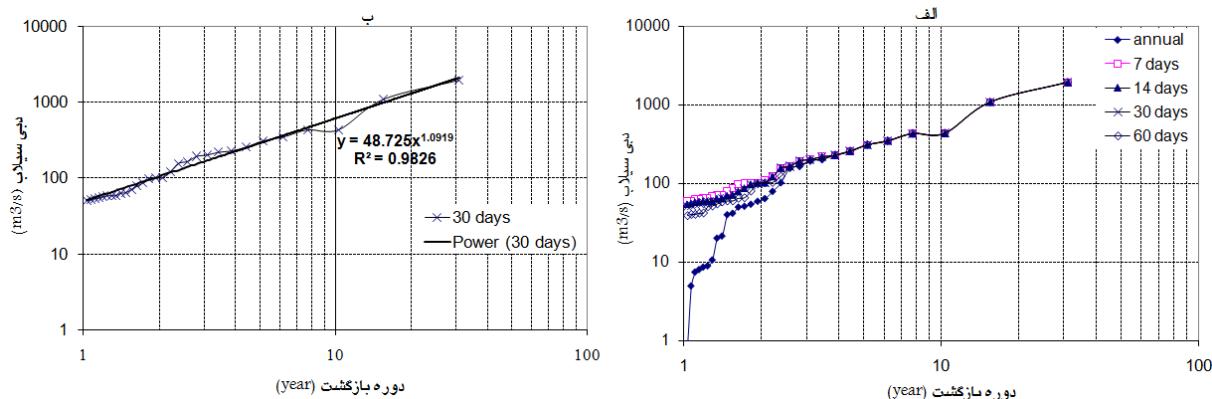
<sup>۱</sup> Self similarity



شکل ۳- منحنی احتمال تجمعی رواناب در ایستگاه‌های (الف) پیشین و (ب) پیردان.



شکل ۴- (الف) سری‌های جزئی و حداقل سالانه سیلاب در مختصات لگاریتمی (الف) توزیع توانی برآش داده شده به سری جزئی با حداقل فاصله ۳۰ روزه در ایستگاه پیشین.



شکل ۵- (الف) سری‌های جزئی و حداقل سالانه سیلاب در مختصات لگاریتمی (ب) توزیع توانی برآش داده شده به سری جزئی با حداقل فاصله ۳۰ روزه در ایستگاه پیردان.

**جدول ۲ - ضرایب رابطه توانی (  $Q_T = cT^\alpha$  ) در سری‌های جزئی و حداقل سالیانه برای ایستگاه‌های پیشین و پیردان بصورت (c,  $\alpha$ ).**

سری حداقل سالیانه	سری جزئی			
	۷ روز	۱۴ روز	۳۰ روز	عروس
پیشین	(۴۳/۶۳، ۱/۶۵۲)	(۳۳/۷، ۰/۷۱۸)	(۲۹/۰، ۰/۷۷۹)	(۲۰/۹/۳، ۰/۹۳۰)
پیردان	(۱۱/۰/۹، ۱/۸۵۰)	(۵۵/۶۴، ۰/۸۹۰)	(۵۰/۱۴، ۰/۹۰)	(۴۸/۷۲، ۱/۰۹)

انتخاب شده و روابط توانی آنها در دو ایستگاه پیشین و پیردان جهت تحلیل فراوانی سیلاب در جدول ۲ (همچنین در شکل‌های ۴ و ۵) موجود است. با توجه به این روابط، فاکتور فراوانی سیلاب ( $Q(T=10)/Q(T=1)$ ) در ایستگاه‌های پیشین و پیردان به ترتیب  $8/6$  و  $12/3$  می‌باشد یعنی اگر دوره بازگشت سیلاب‌ها ۱۰ برابر گردد، آنگاه مقدار دبی سیلاب‌ها در دو ایستگاه پیردان مطابق با یافته‌های گذشته نیز می‌باشد (بنسون ۱۹۶۸). نسبت دو سیلاب با فاصله دوره بازگشت ۱۰ سال یک عدد ثابت خواهد بود.

در این مطالعه علاوه بر روش توزیع توانی از روش متداول نیز تحلیل فراوانی صورت گرفت و روش گشتاورهای خطی جهت برآورد پارامترهای توزیع‌های احتمالاتی استفاده گردید. در این روش از توزیع توزیع گامبل (EV1)، توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV)، توزیع پارتوی تعمیم‌یافته (GPA)، توزیع لجستیک (LOG)، توزیع تعمیم‌یافته (GLOG)، توزیع لجستیک (LOG)، توزیع پیرسون (PER) و توزیع لوگ‌پیرسون (LPER) جهت برآورد سیلاب طرح استفاده شد. نتایج بررسی‌ها نشان داد توزیع‌های لجستیک، لوگ‌نرمال سه پارامتری، گامبل، پیرسون و لوگ‌پیرسون در دوره بازگشت‌های پایین ( $T < 2$ ) مقادیر منفی ارائه می‌گردد که غیر قابل قبول بوده و این توزیع‌های احتمالاتی از ادامه بررسی‌ها حذف شدند.

روابط برآورد چندک سیلاب و پارامترهای توزیع‌های احتمالاتی برای پارتوی تعمیم‌یافته (GPA)،

با توجه به جدول ۲ توان توزیع احتمالاتی در سری‌های جزئی نزدیک هم بوده و حداقل تفاوت آنها در ایستگاه‌های پیشین و پیردان به ترتیب ۲۷ و ۱۳ درصد می‌باشد. بنابراین، سری‌های جزئی تعریف شده تفاوت چندانی ندارند و می‌توان بنای پیشنهاد مالامود و تورکات (۲۰۰۶) سری جزئی با حداقل فاصله ۳۰ روز را جهت تحلیل فراوانی سیلاب انتخاب کرد. از طرف دیگر، بر اساس رابطه (۴) هر کدام از سری‌های جزئی که توان ( $\alpha$ ) آن نزدیک  $1/q_D$  باشد به عنوان سری جزئی برتر شناخته می‌گردد. بر اساس نتایج بدست آمده مقدار پارامتر  $1/q_D$  در ایستگاه‌های پیشین و پیردان به ترتیب برای  $0/۸۵۴$  و  $0/۹۳۴$  می‌باشد که اینها اختلاف ناچیزی با پارامتر  $\alpha$  در سری جزئی با حداقل فاصله ۳۰ روز دارند. بنابراین، انتخاب سری جزئی ۳۰ روزه برای تحلیل فراوانی سیلاب صحیح‌تر می‌باشد (مالامود و تورکات ۲۰۰۶).

یکی دیگر از فرضیات تحلیل فراوانی سیلاب وجود استقلال در داده‌های سیلاب است. برای بررسی استقلال داده‌های سری‌های جزئی سیلاب از آزمون W-W (والد-ولفوتیز) در سطح معنی دار ۵ درصد استفاده شد. نتایج نشان داد مقدار آماره آزمون W-W برای تمامی سری‌های جزئی در هر دو ایستگاه پیردان و پیشین بدون در نظر گرفتن علامت کمتر از  $0/۹۸$  بوده و کمتر از مقدار بحرانی در سطح معنی داری ۵ درصد ( $Z=1/96$ ) می‌باشد، که این نشان دهنده مستقل بودن داده‌های سیلاب مشاهده شده در سری‌های جزئی می‌باشد.

با توجه به نتایج فوق سری جزئی با حداقل فاصله زمانی ۳۰ روزه جهت تحلیل فراوانی سیلاب

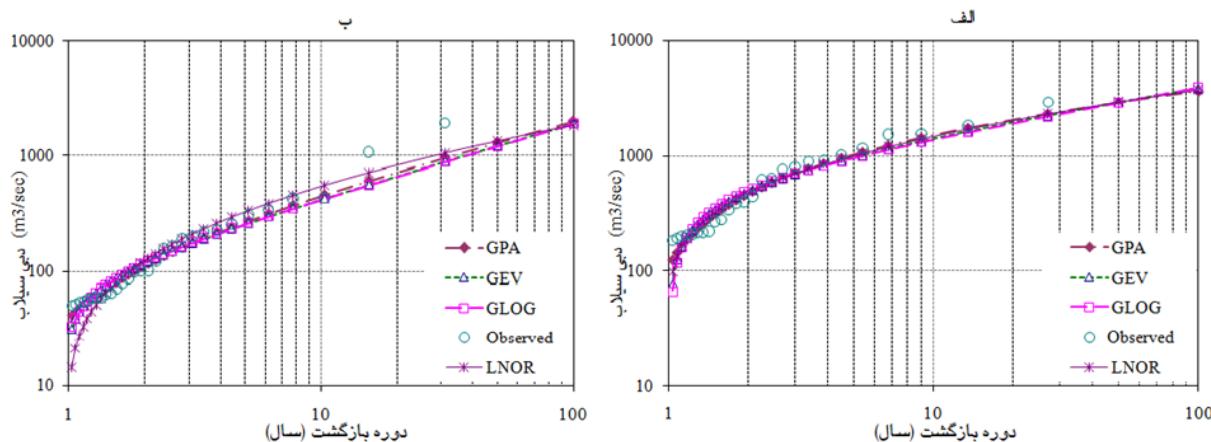
فاصله ۳۰ روز برای رودخانه سریاز در دو ایستگاه پیشین و پیردان رسم شده است. همانطور که در این شکل مشاهده می‌گردد توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده برآش مناسبی برای مقادیر حدی بالا ندارند. از بین توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده، توزیع لوگ نرمال علاوه بر مقادیر حدی بالا به مقادیر حدی پایین نیز برآش مناسبی ارائه نمی‌دهد.

لجستیک تعمیم‌یافته (GLOG)، مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) و لوگ‌نرمال (LNOR) که به سری جزئی سیلاب ایستگاه‌های پیشین و پیردان برآش داده شده، در جدول ۳ ارائه شده است. این پارامترها به روش گشتاورهای خطی (که برای نمونه‌های با طول آماری کم مناسب است) برآورده شده است.

در شکل ۶ منحنی توزیع‌های احتمالاتی برآش داده شده به داده‌های سری جزئی سیلاب‌ها با حداقل

جدول ۳- نسبت گشتاورهای خطی برآورده شده برای نمونه آماری در ایستگاه‌های پیشین و پیردان.

نام توزیع احتمالاتی	رابطه برآورده سیلاب با دوره بازگشت $T$	پارامترهای تخمین زده شده برای توزیع‌های احتمالاتی مورد مطالعه	
		ایستگاه	ایستگاه
LNOR	$Q(T) = e^{(\mu_{Ln} + K_T \sigma_{Ln})}$	$\sigma_{Ln} = 1/0.4$ , $\mu_{Ln} = 4/77$	$\sigma_{Ln} = 0/88$ , $\mu_{Ln} = 9/15$
GEV	$Q(T) = u + \frac{\alpha}{k} [1 - \{-Ln(1 - \frac{1}{T})\}^k]$	$k = -0/63$ , $u = 88/99$ , $\alpha = 67/13$	$k = -0/35$ , $u = 369/90$ , $\alpha = 299/94$
GLOG	$Q(T) = u + \frac{\alpha}{k} [1 - (T - 1)^{-k}]$	$k = -0/65$ , $u = 117/12$ , $\alpha = 61/52$	$k = -0/42$ , $u = 495/38$ , $\alpha = 241/43$
GPA	$Q(T) = u + \frac{\alpha}{k} (1 - T^{-k})$	$k = -0/37$ , $u = 46/86$ , $\alpha = 121/01$	$k = -0/19$ , $u = 165/53$ , $\alpha = 451/31$



شکل ۶- توزیع‌های احتمالاتی برآش داده شده به سری جزئی سیلاب در (الف) ایستگاه پیشین و (ب) ایستگاه پیردان.

درصد و درجه آزادی ۴ (۱- تعداد دسته‌ها = درجه آزادی) برای هر دو ایستگاه برابر  $7/78$  می‌باشد. مقدار آماره محاسبه شده  $\chi^2$  برای توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده (یعنی پارتیوی تعمیم‌یافته (GPA)،

برای بررسی نکویی برآش توزیع‌های احتمالاتی استفاده شده برای برآورده سیلاب طرح در ایستگاه‌های پیشین و پیردان از آزمون‌های کای‌اسکور و اسمیرنوف استفاده شد. مقدار بحرانی  $\chi^2$  در سطح معنی‌داری ۱۰

تعمیم‌یافته، توزیع مقادیر حدی و لجستیک تعمیم‌یافته) توزیع پارتویی تعمیم‌یافته دارای حداقل مقدار شاخص RRMSE بوده که نشان‌دهنده عملکرد بهتر این توزیع در مقایسه با دیگر توزیع‌های احتمالاتی است. اما عملکرد این توزیع احتمالاتی نیز در مقایسه با رابطه توانی که از تئوری فرکتال گرفته شده کمتر می‌باشد. بنابراین، بر اساس این شاخص رابطه توانی و سپس توزیع پارتویی تعمیم‌یافته بهترین عملکرد را داشته‌اند. این نتایج منطبق با یافته‌های گذشته می‌باشد. بطور مثال، کیدسون و همکاران (۲۰۰۶) با بررسی ۵۰ ایستگاه هیدرومتری در آمریکا دریافت که توزیع توانی برای برآورد جریان‌های حداکثر (و همچنین تعیین دوره بازگشت مقادیر حدی سیلاب) از دقت بالاتری برخوردار است.

زمانی که حجم نمونه آماری سیلاب مشاهده شده کم باشد، مقایسه ضریب کشیدگی خطی توزیع احتمالاتی ( $t_4^{Dis}$ ) و ضریب کشیدگی سیلاب‌های مشاهده شده ( $t_4^{Obs}$ ) می‌تواند معیار مناسبی برای بررسی نکویی برآراش توزیع احتمالاتی باشد (پاندی و همکاران ۲۰۰۱). هر چقدر تقاضت  $t_4^{Dis}$  و  $t_4^{Obs}$  کمتر باشد، نشان دهنده عملکرد بهتر توزیع احتمالاتی می‌باشد. در جدول ۴ نتایج بدست آمده در ایستگاه‌های پیشین و پیردان برای تمامی توزیع‌های احتمالاتی ارائه شده است. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۴ ضریب کشیدگی خطی توزیع لوگنرمال دارای حداقل اختلاف با ضریب کشیدگی سیلاب‌های مشاهده شده ( $|t_4^{Obs} - t_4^{Dis}|$ ) می‌باشد. ولی عملکرد ضعیف این توزیع احتمالاتی بر اساس شاخص‌های قبلی (کای‌اسکور، اسمیرنوف و شاخص RRMSE) رد شده است. براساس این شاخص نیز نتایج نشان داد که در هر دو ایستگاه رابطه توانی بهترین عملکرد را دارد و در مرتبه بعدی توزیع پارتویی تعمیم‌یافته برآراش مناسبی به سری جزئی سیلاب دارد.

لجستیک تعمیم‌یافته (GLOG)، مقادیر حدی تعمیم‌یافته (GEV) و لوگنرمال (LNOR)) بجز توزیع لوگنرمال در هر دو ایستگاه پیشین و پیردان کمتر از ۵/۵ می‌باشد. اما مقدار آماره این آزمون برای توزیع لوگنرمال در هر دو ایستگاه بیش از ۱۰ می‌باشد. بنابراین، براساس آزمون کای‌اسکور تمامی توزیع‌های احتمالاتی بجز توزیع لوگنرمال در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برآراش قابل قبولی به داده‌های سری جزئی سیلاب با حداقل فاصله زمانی ۲۰ روز دارند. برای آزمون اسمیرنوف در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد در ایستگاه پیشین با طول داده ۲۶ سال مقدار بحرانی (یا جدول) ۲/۲۳ و برای ایستگاه پیردان با طول آماری ۳۰ سال مقدار بحرانی ۲/۲۲ می‌باشد. مقدار محاسبه شده آماره اسمیرنوف برای تمامی توزیع‌های احتمالاتی استفاده شده کمتر از ۰/۰ بوده که این نشان می‌دهد توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برآراش قابل قبولی به سری جزئی سیلاب ۲۰ روزه دارند. در هر دو آزمون کای‌اسکور و اسمیرنوف، از بین توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده توزیع پارتویی تعمیم‌یافته (GPA) که دنباله انتهاهی آن از رابطه توانی تبعیت می‌کند، دارای کمترین آماره آزمون بوده و برآراش مناسب‌تری از خود نشان می‌دهد که منطبق با یافته‌های گذشته نیز می‌باشد (بنسون ۱۹۶۸).

قانون توانی برگرفته از تئوری فرکتال، با آزمون‌های کای‌اسکور و اسمیرنوف در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برآراش قابل قبولی به سری جزئی ۲۰ روزه برآراش مناسبی به داده‌های سری جزئی سیلاب دارند.

برای ارزیابی بیشتر نکویی برآراش توزیع‌های احتمالی برآراش داده شده از شاخص میانگین مربع‌های خطای نسبی (RRMSE) استفاده شده که نتایج در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که از بین توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده (لوگنرمال، پارتویی

**جدول ۴- شاخص میانگین مجدد خطاها نسبی ( $RRMSE$ ) و تفاوب ضریب کشیدگی داده‌های مشاهده شده و برآورده شده (برای توزیع‌های احتمالاتی مورد استفاده در ایستگاه پیشین و پیردان.)**

نوع توزیع احتمالاتی	ایستگاه پیشین		ایستگاه پیردان	
	RRMSE	$ t_4^{Obs} - t_4^{Dis} $	RRMSE	$ t_4^{Obs} - t_4^{Dis} $
LNOR	۰/۰۳۸	۰/۰۹۲	۰/۰۴۴	۰/۰۰۶
GLOG	۰/۰۶۵	۰/۱۰۷	۰/۰۳۷	۰/۰۵۹
GEV	۰/۰۵۴	۰/۰۸۶	۰/۰۳۶	۰/۰۵۸
GPA	۰/۰۴۵	۰/۰۶۹	۰/۰۲۶	۰/۰۳۹
Power Law	۰/۰۲۳	۰/۰۵۳	۰/۰۱۷	۰/۰۳۱

تعییم یافته، مقادیر حدی تعییم یافته و پارتوفی تعییم یافته برآش مناسب‌تری به داده‌های سری جزئی سیلاب دارد. به لحاظ نکویی برآش، توزیع پارتوفی تعییم یافته بعد از توزیع توانی در رتبه دوم قرار دارد که این برتری ناشی از وجود رابطه توانی در دنباله انتهاهی این توزیع احتمالاتی می‌باشد. برتری دیگر قانون توانی در مقایسه با دیگر توزیع‌های احتمالاتی، داشتن تنها دو پارامتر می‌باشد که برآورده آنها نیز ساده است. با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان قانون توانی را به عنوان یک روش مناسب و ساده برای برآورده سیلاب طرح استفاده کرد.

#### تقدیر و تشکر

این مطالعه با کمک مالی شرکت سهامی آب منطقه‌ای سیستان و بلوچستان انجام شده که بدبونسیله از زحمات دوستان گرامی در آن شرکت محترم تقدیر و تشکر به عمل می‌آید.

#### نتیجه‌گیری کلی

برآورده مناسب سیلاب طرح یکی از مهمترین گام‌های برنامه‌ریزی، طراحی و بهره‌برداری از طرح‌های منابع آب می‌باشد. در این مطالعه تحلیل فراوانی سیلاب علاوه بر روش متدالو با قانون توانی نیز مورد بررسی قرار گرفت. تحقیقات گذشته نشان می‌دهد که قانون توانی برگرفته از تئوری فرکتال است و بسیاری از پدیده‌های علوم زمین مثل زلزله، آتش‌نشان، آتش‌سوزی و ... از این تابع تبعیت می‌کنند. نتایج مطالعه حاضر نیز نشان داد که در ایستگاه‌های پیشین و پیردان واقع در رودخانه سرباز، سری‌های جزئی سیلاب با حداقل فاصله ۳۰ روز از قانون توانی تبعیت می‌کنند. رابطه توانی برآش برخلاف توزیع‌های احتمالاتی متدالو برآش خوبی به داده‌های حدی بالا دارد. براساس آزمون‌های کای‌اسکور و اسمیرنوف و شاخص‌های  $RRMSE$  و  $|t_4^{Obs} - t_4^{Dis}|$  قانون توانی در مقایسه با توزیع‌های احتمالاتی لوگنرمال، گامبل، پیرسیون، لوگ پیرسون تیپ سه، لجستیک، لجستیک

#### منابع مورد استفاده

- حجام س و رفیعی م، ۱۳۸۴. طراحی مدل شبیه دینامیکی پیش‌بینی سیل برای زمان حقیقی. مجله فیزیک زمین و فضا، جلد ۲، شماره ۲، صفحه‌های ۱۳۳ تا ۱۴۸.
- عدل او مهرond ص، ۱۳۸۳. بعد فرکتالی و مشخصات هیدرولوژیکی حوضه‌های آبخیز. جلد ۲، صفحه‌های ۲۳۴ تا ۲۴۱.
- اولین کنگره ملی مهندسی عمران، چهارم و پنجم اردیبهشت، دانشگاه شریف، تهران.

نوری م ح، ۱۳۹۱. برآورد رگبار طرح با استفاده از مدل مالتی فرکتالی. مجله دانش آب و خاک (دانش کشاورزی)، جلد ۲۲، شماره ۱، صفحه‌های ۱۴۵ تا ۱۵۴.

- Adamowski K, 2000. Regional analysis of annual maximum and partial duration flood data by nonparametric and L-moment methods. *Journal of Hydrology* 229 (3–4): 219–231.
- Aki K, 1981. A probabilistic synthesis of precursory phenomena. *Earthquake Prediction Amer Geophys Union Washington* 1(1): 556–574.
- Benson MA, 1968. Uniform flood-frequency estimating methods for federal agencies. *Water Resources Research* 4 (5): 891–908.
- Bowers MC, Tung WW and Gao J B, 2012. On the distributions of seasonal river flows: lognormal or power law?. *Water Resources Research* 48(1): 9685–9698.
- Cunderlik JM and Burn DH, 2003. Non-stationary pooled flood frequency analysis. *Journal of Hydrology* 276(1): 210–223.
- Gupta VK and Waymire E, 1993. A statistical analysis of mesoscale rainfall as a random cascade. *Journal of Applied Meteorology* 32(1): 251–267.
- Guzzetti F, Malamud BD, Turcotte DL and Reichenbach P, 2002. Power-law correlations of landslide areas in central Italy. *Earth and Planetary Sciences Letters* 195(1): 169–183.
- Hosking JRM, 1986. The theory of probability weighted moments. *Research Report RC-12210*, IBM Research Division, T. J. Watson Research Center, Yorktown Heights, N. Y.
- Hosking JRM, 1990. L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Journal of Royal Statistical Society* 52 (1): 105–124.
- Hosking JRM and Wallis JR, 1993. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research* 36(1): 953–963.
- Kidson R, Richards KS, Carling PA, Cello G and Malamud BD, 2006. Power-law extreme flood frequency. *Geological Society* 261(1): 141–153. (doi:10.1144/GSL.SP.2006.261.01.11).
- Labat D, Mangin A and Ababou R, 2002. Rainfall-runoff relations for karstic springs: multifractal analysis. *Journal of Hydrology* 256(1): 176–195.
- Malamud BD, Millington JD and Perry GLW, 2005. Characterizing wildfire regimes in the USA. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 102(1): 4694–4699.
- Malamud BD and Turcotte DL, 2006. The applicability of power-law frequency statistics to floods. *Journal of Hydrology* 322(1): 160–180.
- Nouri MH, 2013. Comparisons of the L- and LHmoments in the selection of the best distribution for regional flood frequency analysis in Lake Urmia Basin. *Civil Engineering and Environmental Systems* 30(1): 72–84.
- Nouri MH, Telvari A, Babazadeh B and Manshouri M, 2011. Estimating design probable maximum precipitation using multifractal methods and comparison with statistical and synoptically methods case study: Basin of Bakhtiari Dam. *Water Resources* 38(4): 484–493.
- Pandey G, Lovejoy S and Schertzer D, 1998. Multifractal analysis of daily river flows including extremes for basins of five to two million square kilometers, one day to 75 years. *Journal of Hydrology* 208(1): 62–81.
- Pandey MD, Gelder PH and Vrijling J K, 2001. The estimation of extreme quantiles of wind velocity using L-moments in the peaks-over threshold approach. *Structural Safety* 23 (2): 179–192.
- Rao AR and Hamed KH, 2000. *Flood Frequency Analysis*. D.C: CRC Press, Boca Raton, London, New York.
- Schertzer D and Lovejoy S, 1987. Physical modeling and analysis of rain and clouds by anisotropic scaling multiplicative processes. *Journal of Geophysical Research* 92(1): 9693–9714.
- Shang P and Kamae S, 2005. Fractal nature of time series in the sediment transport phenomenon. *Chaos, Solitons and Fractals* 26(1): 997–1007.
- Strupczewski WG, Kochanek K and Bogdanowicz E, 2013. Flood frequency analysis supported by the largest historical flood. *Natural Hazards and Earth System Sciences* 1(1): 6133–6153.
- Tchiguirinskaia I, Salles C, Hubert P, Schertzer D, Lovejoy S, Creutin JD and Bendjoudi H, 2003. Multifractal analysis of the OSP measured rain rates over time scales from millisecond today. *International Union of Geodesy and Geophysics (IUGG2003)*, 30 June, Sapporo, Japan.
- Tessier Y, Lovejoy S, Hubert P, Schertzer D and Pecknold S, 1996. Multifractal analysis and modeling of rainfall and river flows and scaling, causal transfer function. *Journal of Geographic Research* 101(1): 26427–26440.
- Turcotte DL and Greene L, 1993. A scale-invariant approach to flood-frequency analysis. *Stochastic Hydrology and Hydraulics* 7(1): 33–40.
- Zhang Q, Xu CY, Liu CL and Chen YD, 2009. Multifractal analysis of streamflow records of the East River basin (Pearl River), China. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 388 (6): 927–934.